心理学报 2021, Vol. 53, No. 11, 1244−1259
Acta Psychologica Sinica

https://doi.org/10.3724/SP.J.1041.2021.01244

自我−朋友冲突情境下智慧推理的文化差异及其机制*

魏新东[1] 汪凤炎[2,3]
([1]南京信息工程大学教师教育学院, 南京 210044)
([2]南京师范大学心理学院; [3]南京师范大学道德教育研究所, 南京 210097)

摘 要 相对于面对自己的人际冲突, 以独立自我为主的西方人在面对朋友的人际冲突时表现更智慧(所罗门悖论)。在以互依自我为主的中国人身上所罗门悖论是否会有不同特点? 研究 1 通过在线平台招募中美两国被试, 随机分配到自我与朋友冲突组考察其智慧推理水平, 并考察自我类型的影响。对齐法与方差分析的结果均显示美国文化下朋友组智慧推理显著高于自我组, 而中国文化下两组差异不显著, 进一步分析发现中国文化下独立自我与冲突类型的交互项显著预测智慧推理。在此基础上, 研究 2~4 在中国文化背景下, 通过启动不同自我类型, 考察个体在自我或朋友冲突组中的智慧推理差异, 结果显示启动独立自我的朋友组显著高于自我组, 而启动互依自我的两组差异不显著。研究表明所罗门悖论可能只存在独立自我高的人身上, 并不具有普适性。可见心理学研究除了关注样本多样性问题外, 更需关注使用单一样本却默认结论具有文化普适性的研究者。

关键词 智慧, 自我, 智慧推理, 文化差异, 对齐法
分类号 B849: C91

1 引言

所罗门国王是《圣经》中记载的智慧典范, 著名的“智断亲子案”就出自他手。除在审判中展现出卓越的智慧外, 所罗门国王还为因生活困境而向他寻求帮助的人们提供智慧建议与忠告, 收录于《圣经》中的《箴言》据说也是出自所罗门国王。不过, 对于涉及自身的重要决定时, 所罗门却缺乏洞察力, 甚至有点愚蠢, 例如治理国家时私吞国库、滥用权力等, 某种程度上导致国家的最终灭亡(Parker, 1992)。心理学研究者发现大多数人都会出现类似“所罗门悖论” (Solomon’s paradox)的现象, 即对他人遇到的困境与冲突往往可以进行智慧推理并给出智慧的建议, 而面对自身困境与冲突时则缺乏智慧(Grossmann & Kross, 2014; Huynh et al., 2017; Mickler & Staudinger, 2008)。不过, 所罗门悖论目前只在以西方(Western)、受过教育(Educated)、工业化(Industrialized)、富有(Rich)及民主(Democratic)的群体中得到验证, 而西方人在视觉感知、空间推理、分类、归纳推理、道德推理以及自我概念上的表现并不具有文化普适性, 相对而言可以算是“异常值” (Henrich et al., 2010), 那么“所罗门”身上所体现的与推理、自我等密切相关的悖论现象具有文化普适性吗? 理论上, 西方人大多持一种边界明确, 强调自我与他人区别的独立自我(independent self), 而在儒家文化与集体主义影响下的中国人大多以互依自我(interdependent self)为主, 这种自我中包含亲人、朋友等重要他人, 强调自我与他人的联系(Markus & Kitayama, 1991, 2010)。自我类型的不同是否会影响中国文化下个体, 在面对自我或朋友等

收稿日期: 2020-10-09
* 国家自然科学基金面上项目(31971014), 2020 年度江苏省第五期“333 高层次人才培养工程”科研资助项目“文化对个体智慧表现的影响及机制”资助。
通信作者: 汪凤炎, E-mail: fywangjx8069@163.com

重要他人的困境与冲突时的智慧表现？本文基于智慧、文化与自我的相关理论与研究，采用跨文化的方法探究所罗门悖论在中西方文化下的差异及其机制。

在智慧心理学领域，智慧推理属于从社会生态的角度研究智慧。不同于人格特质取向将智慧视为个体的一种较稳定的能力或特质(Ardelt, 2003; Clayton, 1975; Levenson et al., 2005; Webster, 2003, 2007)，社会生态取向认为智慧独立于个体，主要由个体与情境交互决定(Sternberg, 2019)。社会生态取向研究者主张探究日常生活情境下，实践智慧中包含的具体认知过程(Grossmann et al., 2020)，他们认为智慧指灵活与恰当地运用特定类型的实用推理(pragmatic reasoning)来应对现实生活中的困境与冲突，并以此达到自我与他人、短期与长期间的利益平衡(Grossmann, 2017; Sternberg, 1998)。Grossmann 等(2010; 2013)在新皮亚杰主义关于“后形式运算思维”及柏林智慧范式研究的基础上(Baltes & Smith, 2008; Basseches, 1980)，将智慧中的实用推理命名为智慧推理(wise reasoning)，主要包括：(a)智识谦虚(intellectual humility)或认识到自身的局限；(b)考虑到并采用比眼前更广阔的视角；(c)对不确定与变化的认识；(d)妥协或整合不同意见(Grossmann, 2017)。与人格特质取向采用去情境化自评量表不同，智慧推理的测量依靠具体冲突情境，Grossmann 等(2010)最初采用较为丰富背景信息的标准化人际冲突或群际冲突情境，结合半结构化访谈，通过受训过的评测人员来评价被试的出声报告以测量智慧推理水平。由于此类方法需要投入大量人力物力，经济成本过高，很难进行大规模调查。Brienza 等(2018)对其进行优化，以事件重建代替假设情境，自我报告代替半结构化访谈，开发出既能大规模施测，又能揭示个体在冲突事件中具体推理过程的情境智慧推理量表(Situated Wise Reasoning Scale, SWIS)：首先让被试进行冲突事件重建，即回忆一个最近发生的冲突事件，并通过询问几个问题，如事件发生的时间、地点和人物等，引导被试尽可能重建所经历的冲突，以确保回忆准确性，然后根据被试回忆填写包含认知不同观点、辨识变化或多种结果、智识谦虚、优先寻求妥协或解决办法及局外人视角等 5 个维度的自陈量表以测量个体智慧推理水平。该量表可以有效避免像人格特质智慧量表那样，会受以自我服务归因偏差为主的心理偏差(psychological biases)影响，并且与智慧的核心特征平衡高度相关(Brienza et al., 2018)。另外，该量表还应用到比较不同群体智慧推理差异的较大规模调查中，例如美国文化内各地区比较与中国文化内南北方人比较(Brienza & Grossmann, 2017; Wei & Wang, 2020)。

相对于智慧的人格特质取向对其功能的重点关注，智慧的社会生态取向更侧重于探究其影响因素(魏新东, 汪凤炎, 2020)，而在探究影响冲突情境中智慧推理的因素中，一个重要发现就是所罗门悖论现象：当个体面对涉及自身的冲突或困境时，可能由于更容易沉浸在自身的观点或情绪之中，忽视他人观点，偏向于坚定自己所认定的立场，从而抑制其智慧推理能力(Huynh et al., 2017; Kross & Grossmann, 2012; McGregor et al., 2001)，而当面对朋友等他人冲突或困境时，则能够采纳不同观点，同时避免如对自身缺点认识不足的认知偏差，从而促进智慧推理(Grossmann & Kross, 2014; Pronin et al., 2008)，形成个体在朋友冲突下智慧推理得分大于自我冲突下智慧推理的不等式。智慧推理要求个体能够从去自我中心的“无我”视角来看待具体的冲突或困境，在实验研究中，“无我”一般通过引导被试从第三人称或“远距离观察者”视角来实现，即将本属自己的困境或冲突等同于其他人所遇到的困境或冲突来思考，这样一来可以有效提高个体的智慧推理水平，消除所罗门悖论(魏新东, 汪凤炎, 2020; Grossmann & Kross, 2014; Searle, 1995; Staudinger & Glück, 2011)。

不过所罗门悖论的相关研究目前均只是在西方个体主义文化背景下进行，这种文化下的个体一般持独立自我构念，即将自我视为一个有边界、独特的实体，强调个体自身的利益以及自我与他人的区隔，而独立自我只是自我构念的一种，还有包含重要他人，强调人与人之间关联的互依自我(Markus & Kitayama, 1991, 2010; Yang, 2006)。在以互依自我为主的中国群体中，所罗门悖论可能由于两方面的原因表现出不同特点与机制：一方面，持互依自我的中国人会将与其关系亲密的家人、朋友等重要他人纳入自我之中，相对于持独立自我的西方人，持互依自我的中国人与亲密家人、好友存在某种程度重合，两者的心理距离基本可视为“零” (王晓田, 陆静怡, 2015; Markus & Kitayama, 1991; Wang et al., 2011)，例如文化神经学研究发现中国人自我与母亲表征在特定脑区活动强度上无明显差异，而西方人两者表征在特定脑区活动强度上发生了分离，一定程度上表明与西方人不同，中国人的自我包括

母亲等重要他人(Han et al., 2013; Wang et al., 2017; Zhu et al., 2007)。这可能使中国人在看待朋友等重要他人所遇到的人际冲突时，并不能够像西方人面对朋友冲突时一样可以避免“自我中心”的影响，反而可能容易卷入其中，从而干扰其智慧地看待朋友所遇到的人际冲突，而且决策领域的相关研究也表明，当他人离自己的心理距离越近的情况下，为他人所做的决策就越接近为自己所做的决策(刘永芳 等，2014；陆静怡，尚雪松，2018；徐惊蛰，谢晓非，2011; Liviatan et al., 2008)。另一方面，相对于持独立自我的西方人，持互依自我的中国人可能在面对涉及自身的人际冲突中更善于智慧推理，因为不同于独立自我将自我视为一个实体，具有明确的边界，互依自我的边界有弹性，强调人与人之间的联系，某种程度上可视为“无我”的一种形态，这可能会使持互依自我个体在面对涉及自身冲突时更容易摆脱自我中心式的偏见(魏新东，汪凤炎，2020；Dambrun & Ricard, 2011)。跨文化研究也表明，在一些涉及自我评价的情境中，持互依自我的东亚群体并不会像持独立自我的西方人，表现出同样程度的自我服务归因偏差(Hoshino-Browne et al., 2005; Kashima et al., 2004)；一些证据也表明偏向于持互依自我个体比独立自我更善于智慧推理，例如，有研究显示成年早中期群体的日本人对人际冲突的智慧推理显著高于美国人(Grossmann et al., 2012)。

综合来看，以上述朋友冲突下智慧推理水平大于自我冲突下智慧推理水平的不等式为基础(即朋友冲突 > 自我冲突)，相对于持独立自我的美国人，持互依自我的中国人既可能由于与朋友的心理距离较近，更容易卷入朋友冲突之中，无法抽离自身，一定程度上阻碍了对朋友所遇到冲突的智慧推理(李天然 等，2015)，使得不等式左边的朋友冲突下智慧推理变低，也有可能由于“无我”从而提高对自己所遇到冲突的智慧推理，使得不等式右边的自我冲突下智慧推理变高(魏新东，汪凤炎，2020；Dambrun & Ricard, 2011)，不等式左边变低而右边变高从而使得不等式两边接近，即对朋友冲突的与自我冲突的智慧推理水平相接近，因此假设：(1)美国人面对朋友冲突时的智慧推理水平显著高于面对自身冲突时的智慧推理水平，而中国人在两种情境下的智慧推理水平无显著差异；(2)聚焦于个体层次，独立自我个体在面对朋友冲突时的智慧推理水平显著高于面对自身冲突时的，而互依自我的个体在两种情境下的智慧推理水平无显著差异。

2 研究 1：所罗门悖论的中美跨文化比较及自我类型的影响

2.1 方法

2.1.1 被试

研究 1 分别通过腾讯问卷(https://wj.qq.com)与 MTurk 平台(Amazon Mechanical Turk)收集中国与美国文化下的数据。采用 G*Power 软件计算研究样本量(Faul et al., 2007)，采用 2 (文化：中国与美国) × 2 (冲突类型：自我冲突与朋友冲突)被试间设计，并使用方差分析进行统计检验，依据以往类似研究效应量(f^2 = 0.117, Huynh et al., 2017)，Ⅰ类错误的概率 α err prob 为 0.05，检验效能 Power (1−β err prob)为 0.80 计算样本量，每个文化下需要 288 人(Huynh et al., 2017)。考虑到研究工具中设置的筛选标准与文化比较等因素，我们通过两个平台上的样本服务，计划各招募 550 人参加名为“日常生活调查”的项目，最终腾讯问卷收集到 610 份数据，MTurk 平台收集到 594 份数据。通过 3 道 Likert 式量表题筛选有效样本(从 1 非常不同意到 5 非常同意)，其中一道为常见测谎题(“本题请选择非常同意”)，排除未选“5”的数据样本；另外两道为个体自评其答题认真程度的题项，分别为“有时我只是随机点击，以便尽快通过调查”与“我尽量遵从指示回答问题”，前者排除选择“4”与“5”的数据，后者排除选择“1”与“2”的数据样本。最终得到有效样本分别为中国 295 人(男 144，女 151；平均年龄 23.22 ± 4.34 岁)与美国 282 人(男 155，女 125，未报告 2 人；平均年龄 36.87 ± 11.04)。另外，我们额外统计了美国样本的族裔，其中白人 218，非裔 21 人，亚裔 27 人，拉丁裔 13 人，其它 3 人。中美两国被试完成相应的任务后分别会得到 3 元与 0.5 美元报酬。

2.1.2 研究工具与程序

智慧推理量表共 21 道题，源自 Brienza 等(2018)开发的情境智慧推理量表，共 5 个维度，包括(a)对方视角，如“设身处地为对方着想”；(b)考虑情形变化以及会以多种方式展开，如“随着情况的变化，寻找不同的解决方案”；(c)智识谦虚/认识到自身的局限，如“仔细检查自己对该情况的看法是否可能不正确”；(d)寻求妥协/冲突解决，如“尝试去寻找一个都能适合双方的解决方案”；(e)从局外人的角度看事件，如“将自己想象为一个旁观者，该如何看待当前的形势”。被试需要评估这些思考方式在多大程度上有助于你或你朋友处理这段关系，在 5 点

Likert 式量表上选择，1 表示完全没用，5 表示非常有用。量表开发者在其官网(https://uwaterloo.ca/wisdom-and-culture-lab/measures)上提供了中英文版情境智慧推理量表，我们对中文版量表的某些题项，在不违背原意基础上对表达方式进行了修改。本研究两个文化下的 Cronbach's α 分别为：$\alpha_{中国}$ = 0.931，$\alpha_{美国}$ = 0.927。根据原研究理论模型(Brienza et al., 2018)，验证性因素分析显示中国样本的模型拟合良好(χ^2 = 372.907, df = 183, p < 0.001, RMSEA = 0.059, 90% CI [0.051, 0.068], SRMR = 0.044, CFI = 0.934, TLI = 0.925)，美国样本模型拟合良好(χ^2 = 359.002, df = 184, p < 0.001, RMSEA = 0.058, 90% CI [0.049, 0.067], SRMR = 0.048, CFI = 0.938, TLI = 0.930)。

自我建构量表由 Singelis (1994)开发，原量表共 24 题，包括 12 道独立自我题项与 12 道互依自我题项，Na 等(2010)在使用时将其中与年龄密切相关的题项删除形成 20 题，两种自我类型各 10 题。潘黎和吕巍(2013)修订中文版成人自我建构量表，最终包含 10 道互依自我题项与 6 道独立自我题项。本研究提取两者的公共题项，并依据中文版量表修订研究中各题项因子载荷大小，选取 6 道独立自我题项(如"我乐意在许多方面与众不同")与 6 道互依自我题项(如"为了我所在群体的利益，我会牺牲自己的利益")的中英文自我建构量表。独立自我分量表在两个文化下的 Cronbach's α 分别为：$\alpha_{美国}$ = 0.656，$\alpha_{中国}$ = 0.630；互依自我分量表在两个文化下的 Cronbach's α 分别为：$\alpha_{美国}$ = 0.761，$\alpha_{中国}$ = 0.704。

由于以往研究表明智慧推理会受到社会阶层影响(Brienza & Grossmann, 2017)，因此除了常见的如性别、年龄等人口学变量，研究还统计被试的社会阶层，主要测量两个指标，一是通过询问两个文化下被试自小学一年级开始接受学校教育的总年限(Cohen et al., 2017)，二是通过使用国内外常用的 MacArthur 阶梯量表自评，即给被试呈现一个 10 级的阶梯并让其想象这个阶梯代表了当前社会的人所处不同的阶层地位，越靠近阶梯上方的人社会阶层越高，生活境况优裕，受教育程度高、工作体面以及收入水平高等，越靠近阶梯下方的人社会阶层越低，生活境况糟糕，受教育水平低、工作不体面以及收入水平低等(杨沈龙 等，2020；Adler et al., 2000)。让被试结合自身情况报告自身属于 1 至 10 中的哪一层。

借鉴 Huynh 等(2017)研究，通过平台将中美两国被试随机分配到自我冲突组($n_{中}$ = 153; $n_{美}$ = 138)与朋友冲突组($n_{中}$ = 142; $n_{美}$ = 142)两个条件之下，自我冲突组被试首先阅读以下材料："请思考你目前正在经历的，并不是很和谐的一段关系，例如你和一个亲近的人(如家人、好友或恋人)之间出现了一些分歧或冲突，发生了争吵或冷战，这使你不确定双方未来是否能够依然保持相当的亲近。"朋友冲突组则阅读："请思考你朋友目前正在经历的，并不是很和谐的一段关系(确保这段关系中不涉及你)，例如他(她)和一个亲近的人(如家人、好友或恋人)之间出现了一些分歧或冲突，发生了争吵或冷战，这使你朋友不确定双方未来是否能够依然保持相当的亲近。"两组被试阅读完后回答冲突方与被试或其朋友的关系，在中国被试的自我冲突组中有 30.70%是家人，24.80%是朋友，38.60%是伴侣，5.9%是其它；中国朋友冲突组中有 28.20%是家人，38.00%是朋友，32.40%是伴侣，1.4%是其它。在美国被试的自我冲突组中有 42.10%是家人，34.30%是朋友，20.00%是伴侣，3.6%是其它；美国朋友冲突组中有 26.8%是家人，43.70%是朋友，26.10%是伴侣，3.50%是其它。在这一问题之后，被试需要填写几句话用以描述他所了解的分歧或冲突的原因。为了让被试更多地卷入到这一冲突之中，被试接着需要设想这一段关系如果持续恶化，并描述他们的想法或感受。在被试回答完这些问题后，本研究使用智慧推理量表评价被试面对该冲突时的智慧推理水平。接下来被试需要完成自我建构量表，最后我们收集了相关的人口学变量与控制变量。

2.2　结果

2.2.1　共同方法偏差检验与各变量相关分析

采用 Harman 单因子检验法进行共同方法偏差检验，结果显示，特征值大于 1 的因子共有 8 个，且第一个因子解释的变异量为 29.16%，小于 40%的临界标准，该结果表明本研究不存在严重的共同方法偏差(周浩，龙立荣，2004；Podsakoff et al., 2003)。

各变量平均数、标准差以及相关矩阵如表 1 所示，其中独立自我与互依自我为对应分量表的题项总分。在中美两国，无论是自我冲突组还是朋友冲突组，智慧推理与独立自我、互依自我均呈正相关，独立自我与互依自我也呈正相关。

2.2.2　对齐法(Alignment)进行测量等值性检验及各组潜均值比较

常用的测量等值性检测方法为多群组验证性分析(多群组 CFA，multiple-group confirmatory

表 1 各变量描述性统计与相关分析结果(n = 575)

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	M	SD
1 智慧推理(自我冲突组)	–	–	0.38^{***}	0.47^{***}	0.17	−0.08	−0.02	0.06	3.58	0.67
2 智慧推理(朋友冲突组)	–	–	0.35^{***}	0.37^{***}	0.04	−0.01	0.00	0.15	3.76	0.73
3 独立自我	0.17^{*}	0.39^{***}	–	0.22^{***}	0.05	0.06	0.02	0.03	29.87	5.71
4 互依自我	0.29^{***}	0.33^{***}	0.57^{***}	–	−0.01	−0.02	−0.04	0.15^{*}	29.72	5.78
5 性别	0.11	0.02	0.13^{*}	0.10	–	−0.06	−0.04	−0.08	0.55	0.50
6 年龄	−0.02	−0.00	0.10	0.14^{*}	−0.09	–	0.10	0.09	36.87	11.04
7 受教育程度	−0.07	−0.09	0.06	0.06	-0.12^{*}	0.24^{***}	–	0.06	14.94	4.04
8 主观社会阶层	−0.02	0.14	0.19^{**}	0.16^{**}	−0.11	0.19^{**}	0.05	–	5.69	1.80
M	3.80	3.89	30.91	30.63	0.49	23.22	14.36	4.77	–	–
SD	0.68	0.65	5.17	5.42	0.50	4.34	2.48	1.61	–	–

注：性别 0 = 女, 1 = 男; 表格对角线下方为中国样本的相关矩阵, 对角线上方为美国样本的相关矩阵;
* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$。下同。

factor analysis), 需要逐步满足形态等值(Configural Invariance)、因子载荷等值(metric invariance)以及截距等值(scalar invariance)等条件才可进行各组潜均值的相互比较(Jiang et al., 2017)。然而截距等值条件较为严苛, 现实中很难实现, 而且研究者也指出潜均值间比较理论上并不一定需要以截距等值为前提(Jiang et al., 2017; Swami & Barron, 2019)。鉴于此 Asparouhov 和 Muthén (2014)提出不依赖严苛的截距恒定, 只需满足因子载荷与截距近似等值就可以进行潜均值比较的“对齐” (Alignment)法, 对齐法目前已在诸多跨组别潜均值比较研究中得到应用(温聪聪 等, 2019; Cieciuch et al., 2018; Muthén & Asparouhov, 2018)。参照以往研究(Jankowski et al., 2013), 将各维度下题项的平均值作为各个维度的观测值, 并在 Mplus8.3 中执行对齐法比较中美两国不同冲突条件的测量等值性, 结果如表 2 与表 3 所示, 所有截距和因子载荷都近似等值, 表明可以进行各组间智慧推理潜均值比较; 智慧推理潜均值在各组间的比较来看, 在美国被试中, 研究结果支持前人所发现的所罗门悖论现象,

表 2 不同文化与冲突条件下截距与因子载荷近似测量等值性(n = 575)

智慧推理五维度	截距等值组别	因子载荷等值组别
对方视角	1, 2, 3, 4	1, 2, 3, 4
变化/多种结果	1, 2, 3, 4	1, 2, 3, 4
局限/理智的谦逊	1, 2, 3, 4	1, 2, 3, 4
局外人视角	1, 2, 3, 4	1, 2, 3, 4
妥协/解决方案	1, 2, 3, 4	1, 2, 3, 4

注：1 代表中国文化下自我冲突组; 2 代表中国文化下朋友冲突组; 3 代表美国文化下自我冲突组; 4 代表美国文化下朋友冲突组, 下同。

表 3 各组智慧推理潜均值比较(n = 575)

排序	组别代码	潜均值	潜均值显著小于该组
1	2	0.170	3
2	1	0.000	3
3	4	−0.004	3
4	3	−0.319	

即美国被试在朋友冲突组的智慧推理水平显著大于自我冲突组(4 > 3); 而中国被试在自我与朋友冲突组的智慧推理无显著差异(1 ≈ 2), 该结果支持假设 1。

2.2.3 各组智慧推理平均值差异的方差分析

在测验等值性与潜均值比较支持假设基础上, 进一步采用方差分析比较各组智慧推理平均值差异来进一步验证研究假设, 以文化(中国、美国)与冲突类型(自我、朋友)为自变量, 性别、年龄、受教育程度、主观社会阶层为协变量, 智慧推理为因变量, 进行两因素方差分析。结果显示, 文化的主效应显著, $F(1, 567) = 6.01$, $p = 0.015$, $\eta^2 = 0.01$, 中国被试的智慧推理水平显著高于美国被试的智慧推理水平; 冲突类型的主效应显著, $F(1, 567) = 5.17$, $p = 0.023$, $\eta^2 = 0.01$, 两个国家被试总体上在面临自我冲突时的智慧推理水平显著低于面对朋友冲突时的智慧推理水平。文化与冲突类型的交互作用不显著, $F(1, 567) = 0.65$, $p = 0.420$, 不过本文主要关注不同文化下冲突类型的简单效应情况, 而在交互不显著的情况下简单效应也可以显著(Tybout et al., 2001; Umesh et al., 1996)。当研究目的只关注主要的简单效应, 交互作用显著与否并不是前提, 而且此时简单效应的结果也是可信的(Hayes, 2005, p.447)。简单效应分析的结果如图 1 显示, 在中国

被试中, 自我(M = 3.81, SD = 0.68)与朋友(M = 3.89, SD = 0.65)冲突条件下的智慧推理无显著差异, F(1, 567) = 1.11, p = 0.293; 而在美国被试中, 自我(M = 3.58, SD = 0.67)与朋友(M = 3.76, SD = 0.73)冲突条件下的智慧推理差异显著, F(1, 567) = 4.62, p = 0.032, η^2 = 0.01。该结果与潜均值结果相同, 同样支持假设 1。

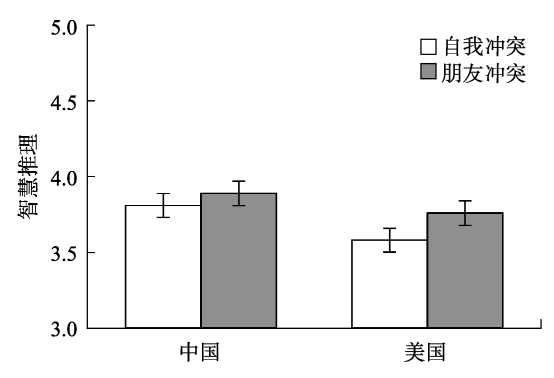


图 1 中美两国个体面对自我——朋友冲突时的智慧推理差异

2.2.4 自我类型不同对所罗门悖论影响

为探究不同自我类型分别对自我冲突与朋友冲突的智慧推理差异, 即所罗门悖论的影响, 首先对中美两国独立自我与互依自我的差异进行检验, 结果显示, 在独立自我分量表总分上, 美国被试(M = 29.87, SD = 5.71)显著低于中国被试(M = 30.91, SD = 5.17), t(575) = 2.30, p = 0.022, 95% CI = [0.153, 1.933]; 在互依自我分量表总分上美国被试与中国被试无显著差异, t(575) = 1.95, p = 0.051, 95% CI = [−0.005, 1.826], 前人研究也发现类似结果, 例如 Lu 与 Gilmour (2007)研究发现中国人独立自我得分高于英国人, Oyserman 等人(2002)也发现在一些关于个体主义的外显自评测量上, 北美人得分并不一定高于东亚人, 而这可能是由于外显自评量表施测于不同文化群体上存在群体参照效应(Heine et al., 2002), 因此不将两个文化下的自我类型合起来探讨, 而是分别探讨不同文化下个体层面上的自我类型对所罗门悖论的影响。鉴于独立自我与互依自我在两个文化下的相关均显著($r_{中}$ = 0.57, p < 0.001; $r_{美}$ = 0.22, p < 0.001), 参照以往研究(Huynh et al., 2017), 以原始的独立自我分量表总分为因变量, 原始互依自我分量表总分为自变量作回归分析, 将所得残差作为“纯粹的”个体独立自我程度, 同理可得“纯粹的”互依自我程度。然后, 采用阶层回归分析来检验不同文化下自我类型对所罗门悖论的影响, 在中国文化下, 如表 4 所示, 冲突类型与独立自我程度对智慧推理的预测均不显著, 不过两者交互项可以显著预测智慧推理, β = 0.14, 95% CI = [0.027, 0.334], t(287) = 2.32, p = 0.021。简单斜率检验发现, 如图 2 所示, 在高独立自我情况下, 朋友冲突条件下的智慧推理显著高于自我冲突条件, β = 0.21, 95% CI = [0.056, 0.489], t(287) = 2.48, p = 0.014; 而在低独立自我情况下, 自我冲突与朋友冲突的智慧推理差异不显著, β = −0.07, 95% CI = [−0.303, 0.126], t(287) = −0.81, p = 0.419, 该结果部分支持假设 2。美国文化下, 冲突类型可以显著预测智慧推理, β = 0.13, 95% CI = [0.029, 0.347], t(273) = 2.33, p = 0.020; 独立自我程度可以显著预测智慧推理水平, β = 0.28, 95% CI = [0.118, 0.277], t(273) = 4.87, p < 0.001; 不过两者的交互作用不显著, β = 0.00, 95% CI = [−0.161, 0.160], t(272) = −0.00, p = 0.997。另外, 在中国文化下, 互依自我可以显著预测智慧推理水平, β = 0.18, 95% CI = [0.047, 0.199], t(288) = 3.17, p = 0.002, 互依自

表 4 中国文化下自我类型对不同冲突类型的智慧推理影响(n = 295)

变量及步骤	β	95% CI	t	ΔR^2	F
第一步				0.014	1.02
性别	0.07	[−0.063, 0.246]	1.17		
年龄	−0.01	[−0.215, 0.182]	−0.17		
受教育程度	−0.06	[−0.165, 0.050]	−1.06		
主观社会阶层	0.07	[−0.032, 0.139]	1.23		
第二步				0.017	2.52
冲突类型	0.07	[−0.062, 0.244]	1.17		
独立自我	0.12	[−0.002, 0.152]	1.93		
第三步				0.018	5.38*
冲突类型×独立自我	0.14*	[0.027, 0.334]	2.32		

注: 性别(女 = −0.5, 男 = 0.5), 冲突类型(自我 = −0.5, 朋友 = 0.5), 表中其它变量均在原分数的基础上转化为标准分。

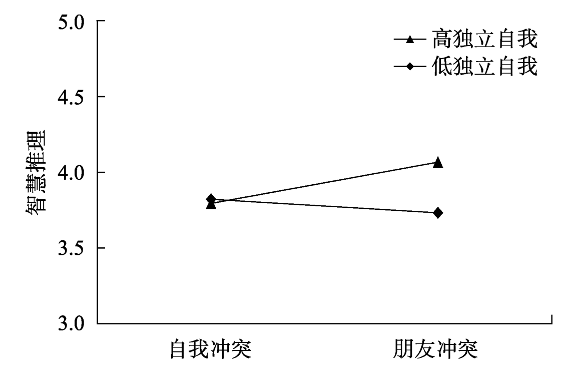


图 2 中国文化下独立自我程度对不同冲突类型下的智慧推理影响

我与冲突类型的交互项对智慧推理的预测不显著，β = −0.05, 95% CI = [−0.223, 0.084], $t(288) = −0.90$, $p = 0.371$；在美国文化下互依自我程度同样可以显著预测智慧推理水平，β = 0.33, 95% CI = [0.157, 0.315], $t(273) = 5.87$, $p < 0.001$，互依自我与冲突类型的交互项对智慧推理的预测不显著 β = −0.04, 95% CI = [−0.217, 0.096], $t(272) = −0.76$, $p = 0.447$。

3 研究 2：启动不同自我类型对所罗门悖论的影响

研究 1 在发现所罗门悖论中美文化差异基础上，进一步发现虽然在美国文化中自我类型对所罗门悖论基本无影响，但在中国文化下，高独立自我个体依然会出现所罗门悖论，而在低独立自我的情况下所罗门悖论现象“消失”，一定程度上揭示了所罗门悖论文化差异的内在机制。不过研究 1 采用的是自我建构量表(Singelis, 1994)来测量个体的自我类型，因此这一内在机制在某种程度上只是相关关系。另外，自我建构量表在个体层面上将独立自我与互依自我作为两个独立维度，无法直接比较独立自我与互依自我两种自我类型对所罗门悖论的影响。因此，研究 2 采用启动自我类型的方法进一步验证中国文化下自我对所罗门悖论的影响，比较中国文化下的个体在分别启动独立自我与互依自我的情况下，面对自我与朋友冲突时的智慧推理差异。

3.1 方法

3.1.1 被试

研究 2 同样是通过腾讯问卷(https://wj.qq.com)招募中国文化下的数据，与研究 1 类似，研究 2 采用 2 (自我类型：启动独立自我与互依自我) × 2 (冲突类型：自我冲突与朋友冲突)被试间设计，同样考虑到研究中所设置筛选标准，我们计划收集尽可能多的数据，通过平台样本服务计划分批次招募 1000 名被试，最终平台反馈 1124 份数据，通过与研究 1 相同的 3 个筛选标准，最终有效样本 710 名，其中男 427 人，女 283 人，平均年龄 24.59 ± 6.12 岁，自小学一年级始接受学校教育的平均年份 14.58 ± 2.44，平均主观社会阶层 4.85 ± 1.63。每位被试完成任务后会得到 3 元报酬。

3.1.2 研究工具与程序

借鉴 Trafimow 等(1991, 1997)开发的工具，启动独立自我条件下的被试会回忆并填写他/她与他们的家人或朋友的不同点以及为什么会有这些不同之处；启动互依自我条件下的被试会回忆并填写他/她与他们的家人或朋友的相同点以及为什么会有这些相同之处。自我与朋友冲突组内容、智慧推理量表及人口学与控制变量的测量工具均与研究 1 相同。在冲突方与被试或其朋友的关系上，启动独立自我的自我冲突组(n = 180)中有 35.60%是家人，26.10%是朋友，29.40%是伴侣，8.9%是其它；启动独立自我的朋友冲突组(n = 165)中有 24.20%是家人，37.00%是朋友，29.10%是伴侣，9.70%是其它。启动互依自我的自我冲突组(n = 171)中有 32.20%是家人，33.90%是朋友，25.10%是伴侣，8.80%是其它；启动互依自我的朋友冲突组(n = 194)中有 24.20%是家人，37.60%是朋友，25.30%是伴侣，12.90%是其它。另外，本研究智慧推理量表的 Cronbach's α 为：0.918。同样根据二阶单因子理论模型(Brienza et al., 2018)，验证性因素分析表明模型拟合良好(χ^2 = 508.754, df = 183, p < 0.001, RMSEA = 0.050, 90% CI [0.045, 0.055], SRMR = 0.038, CFI = 0.946, TLI = 0.938)。

采用 2 (启动独立自我与互依自我) × 2 (自我冲突与朋友冲突)被试间设计，通过平台功能将被试分到启动独立自我下自我冲突组、启动互依自我下的自我冲突组、启动独立自我下的朋友冲突组以及启动互依自我下的朋友冲突组等 4 种条件之下。启动完不同自我类型的被试会继而被分配到不同冲突类型中，自我冲突组与朋友冲突组的问题为研究 1 中相应的材料内容，被试阅读完材料后同样需要填写智慧推理量表，最后采用与研究 1 相同的问题收集了人口学变量与控制变量。

3.2 结果

采用方差分析比较 4 组智慧推理平均值的差异，以启动的自我类型与冲突类型为自变量，性别、年龄、受教育程度以及主观社会阶层为协变量，智慧推理为因变量，结果显示，自我类型的主效应不显著，$F(1, 702) = 0.36$, $p = 0.549$；冲突类型的主效应显著，$F(1, 702) = 5.506$, $p = 0.019$, $\eta^2 = 0.01$，朋友冲突下的智慧推理(M = 3.94, SD = 0.57)显著高于自我冲突组(M = 3.83, SD = 0.65)；两者的交互作用不显著，$F(1, 702) = 0.32$, $p = 0.570$，基于与研究 1 同样理由，根据研究目的，进行简单效应检验，对不同自我类型下的自我与朋友冲突中智慧推理进行比较，如图 3 所示，发现在启动独立自我条件下，朋友冲突组(M = 3.94, SD = 0.54)的智慧推理水平显著高于自我冲突组(M = 3.80, SD = 0.66), $F(1, 702) = 4.111$, $p = 0.043$, $\eta^2 = 0.01$，而在启动互依自

我条件下, 朋友冲突组(M = 3.93, SD = 0.60)与自我冲突组(M = 3.85, SD = 0.64)的智慧推理无显著差异, F(1, 702) = 1.62, p = 0.204, 该结果同样支持假设 2。

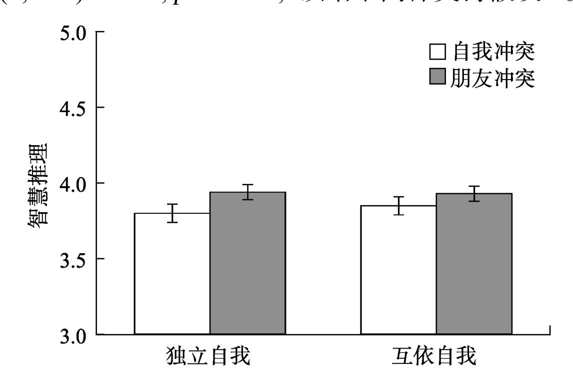


图 3　不同自我类型面对自我——朋友冲突时的智慧推理差异

4　研究 3: 对研究 2 的重复检验

研究 2 通过启动不同自我类型来探究对所罗门悖论的影响, 不过并未对其进行操纵检验, 所以并不能确定该启动是否真的使被试更偏向于某个自我类型。研究 3 在研究 2 基础上通过设置一个操纵检验题项来完善这一不足, 此外情绪可能会“干扰”个体对冲突事件的重构或回忆, 还可能影响个体处理冲突事件的智慧推理水平(Grossmann, Oakes, et al., 2019; Levine & Edelstein, 2009); 依据社会计量器理论, 自尊与个体在一段关系中被认可与接纳的程度密切相关(sociometer theory; Leary & Baumeister, 2000), 智慧推理有助于人际冲突的妥善解决与恢复人际关系的和谐, 从而维持个体自尊水平, 据此研究 3 进一步控制被试的情绪与自尊水平的影响(Huynh et al., 2017)。

4.1　方法

4.1.1　被试

研究 3 与研究 2 通过同样的方式计划分批次招募 1000 名被试, 最终平台反馈 1108 份数据, 通过与研究 1 和研究 2 相同的 3 个筛选标准, 不过研究 3 将测谎题安插在智慧推理量表题项中, 以更隐秘的方式来删除无效问卷, 最终有效样本 537 名, 其中男 253 人, 女 284 人, 平均年龄 23.99 ± 5.78 岁, 自小学一年级始接受学校教育的平均年份 14.00 ± 2.92。

4.1.2　研究工具与程序

研究 3 的工具在研究 2 工具基础上添加检验启动的“自我包含他人量表” (Inclusion of the Other in the Self Scale, IOS; Aron et al., 1991; Aron et al., 1992), 情绪量表(Grossmann, Oakes, et al., 2019; Watson & Clark, 1999)、10 道题的 Rosenberg 自尊量表(Rosenberg, 1965)。其中 IOS 量表包含 7 组双圆组成的图形, 用来评估个体在多大程度上感到自我与他人之间的相互联系, 或在多大程度上感受到他人是自我的一部分(Aron et al., 1992)。本研究要求被试从重合度不同的 7 个双圆图形中选择一个分别代表他们和好友的关系。得分越高, 表示两个圆圈的重合度越高, 表示与好友的关系越亲密。如果操作有效, 则启动独立自我条件下的被试得分应该显著低于启动互依自我条件下的被试。情绪量表包含 8 道积极情绪与 8 道消极情绪题项, 采用 6 点 Likert 式量表计分, 0 代表你根本没有这种感觉, 5 代表这种感觉是这一经历中非常重要的一部分。本研究中积极情绪的 Cronbach’s α 为 0.93, 消极情绪的 Cronbach’s α 为 0.82, 自尊量表的 Cronbach’s α 为 0.88, 智慧推理量表的 Cronbach’s α 为 0.93, 验证性因素分析表明模型拟合良好(χ^2 = 584.068, df = 183, p < 0.001, RMSEA = 0.064, 90%CI [0.058, 0.070], SRMR = 0.043, CFI = 0.923, TLI = 0.912)。

研究 3 启动自我类型的方式以及实验流程与研究 2 相同, 启动独立自我条件下自我冲突 126 人, 朋友冲突 129 人; 启动互依自我条件下自我冲突 141 人, 朋友冲突 141 人。不过被试在启动完自我类型后需要完成 IOS 量表。此外被试在填写完智慧推理量表后, 需要评估在这一冲突情境中的情绪体验, 最后被试在填写性别、年龄与受教育程度等人口学变量前, 还需要完成 Rosenberg 自尊量表。

4.2　结果

首先对智慧推理量表、情绪量表以及自尊量表的结果采用 Harman 单因子检验法进行共同方法偏差检验, 结果显示特征值大于 1 的因子共有 8 个, 且第一个因子解释的变异量为 23.48%, 小于 40%的临界标准, 该结果表明本研究不存在严重的共同方法偏差。

其次, IOS 测量结果显示启动是有效的: 启动互依自我条件下的被试认为自己与好友的重合度(M = 4.67, SD = 1.43)显著高于启动独立自我条件下(M = 4.38, SD = 1.58)的被试, t(535)= −2.26, p = 0.024, 95% CI [−0.549, −0.038], Cohen’s d = 0.20。

最后, 在启动有效基础上, 以启动的自我类型与冲突类型为自变量, 性别、年龄、受教育程度、积极情绪、消极情绪以及自尊为协变量, 智慧推理为因变量作两因素协方差分析, 结果显示, 性别: F(1, 524) = 0.07, p = 0.787, 年龄: F(1, 524) = 0.13,

$p = 0.717$，受教育程度：$F(1, 524) = 0.01, p = 0.910$，效应均不显著，积极情绪的效应显著，$F(1, 524) = 64.90, p < 0.001, \eta^2 = 0.11$，积极情绪越高智慧推理得分越高($B = 0.17, SE = 0.02, t = 8.06$)，消极情绪的效应显著，$F(1, 524) = 7.21, p = 0.007, \eta^2 = 0.01$，消极情绪越高智慧推理得分越高($B = 0.09, SE = 0.03, t = 2.69$)，该结果一定程度上表明丰富的情绪体验有助于提高个体在复杂冲突情境中的智慧推理水平(Grossmann, Oakes, et al., 2019)。个体自尊水平效应显著，$F(1, 524) = 19.48, p < 0.001, \eta^2 = 0.036$，自尊水平越高智慧推理得分越高($B = 0.20, SE = 0.05, t = 4.41$)，一定程度上支持自尊的社会计量器理论。自我类型的主效应不显著，$F(1, 524) = 3.53, p = 0.061$；冲突类型的主效应显著，$F(1, 524) = 6.76, p = 0.010, \eta^2 = 0.010$，朋友冲突下的智慧推理($M = 4.01, SD = 0.67$)显著高于自我冲突组($M = 3.91, SD = 0.74$)；两者交互作用不显著，$F(1, 524) = 0.29, p = 0.590$，基于与研究 1 同样理由，根据研究目的，进行简单效应检验，对不同自我类型下的自我与朋友冲突中智慧推理进行比较，如图 4 所示，发现在启动独立自我条件下，朋友冲突组($M = 3.97, SD = 0.66$)的智慧推理水平显著高于自我冲突组($M = 3.82, SD = 0.80$)，$F(1, 524) = 4.67, p = 0.031, \eta^2 = 0.01$，而在启动互依自我条件下，朋友冲突组($M = 4.05, SD = 0.67$)与自我冲突组($M = 4.00, SD = 0.67$)的智慧推理无显著差异，$F(1, 524) = 2.30, p = 0.130$，该结果支持假设 2。

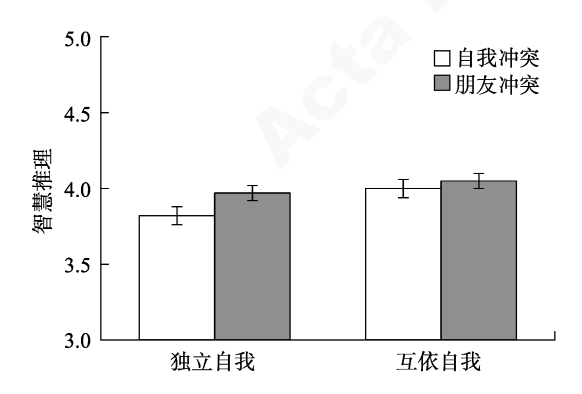


图 4　不同自我类型面对自我——朋友冲突时的智慧推理差异

5　研究 4：启动自我类型对泄密冲突情境下所罗门悖论影响

研究 2 与研究 3 均采用在线调查的方式，并且冲突情境都来自于个体回忆最近发生在自身或朋友身上，虽然大都为日常生活冲突，但冲突对象、冲突的严重程度等也各不相同，因此研究 4 在研究 2 与 3 基础上，采用线下招募在校生被试的方式，并使用该线下群体较为常见的标准化泄密冲突情境(Hu et al., 2019)，来进一步检验研究假设。

5.1　方法

5.1.1　被试

研究 4 被试来自于某高校在校生，考虑到样本的同质性较高，本研究采取与 Grossmann 与 Kross (2014)线下研究相同的被试人数，即每个条件下招募 50 名，共 200 名，女生 148，男生 52 名，平均年龄 20.17 ± 1.56 岁，18~27 岁。灵敏度功效分析(sensitivity power analysis；假设 $\alpha = 0.05$, power = 0.80)，根据现有样本量，我们有能力检测到的最小效应量为 $f = 0.20$，符合小效应的标准。

5.1.2　研究工具与程序

研究 4 测量工具主要包括与研究 3 相同的智慧推理量表与“自我包含他人量表”。其中智慧推理量表的 Cronbach’s α 为 0.91，验证性因素分析表明模型拟合可接受($\chi^2 = 339.550, df = 180, p < 0.001$, RMSEA = 0.067, 90%CI [0.056, 0.077], SRMR = 0.069, CFI = 0.913, TLI = 0.898)。

研究 4 同样采用 2 (自我构念：启动独立自我与互依自我) × 2 (冲突类型：自我冲突与朋友冲突)被试间设计，首先在线下实验情境下，启动被试不同自我类型，在启动独立自我(互依自我)情境中需要填写 2~3 点与家人或朋友的不同之处(相同之处)，并回答为何会有这些不同之处(相同之处)，回答完这些问题后需要完成“自我包含他人量表”，以检验启动效果。之后被试被分到两种标准化的冲突情境，在自我(朋友)冲突情境中，被试阅读材料：“请设想下面你(你的好友)所遇到的一种冲突情境：假如你(你的好友)与一位同学或朋友分享了一个秘密，并且你(你的好友)希望他(她)不要告诉其他人，但后来你(你的好友)得知他(她)将这个秘密告诉给了他人。你会如何看待这一问题，你将怎么办(你将建议好友怎么办？)？写出你主要思考过程。”被试在此过程中至少思考与作答 3 分钟以上，填写完成后，被试需要接着完成智慧推理量表以及完成性别、年龄等人口学变量，与研究 2 与 3 不同，研究 4 采用父母的受教育程度来表示被试的社会阶层，由于父母受教育程度相关显著($r = 0.76, p < 0.001$)，本研究采用两者平均分代表被试社会阶层(Grossmann & Varnum, 2011)。

5.2　结果

IOS 测量结果显示：启动互依自我条件下被试认为自己与好友的重合度(M = 6.08, SD = 1.09)显著高于启动独立自我条件下(M = 5.70, SD = 1.15)被试, $t(198)$= 2.40, p = 0.017, 95% CI [0.068, 0.692], Cohen's d = 0.34。

在启动有效基础上，以启动的自我类型与冲突类型为自变量，性别、年龄与社会阶层为协变量，智慧推理为因变量作方差分析，结果显示，协变量的效应均不显著，性别：$F(1, 193)$ = 0.05, p = 0.825, 年龄：$F(1, 193)$ = 0.48, p = 0.488，社会阶层：$F(1, 193)$ = 0.01, p = 0.922，自我类型的主效应不显著，$F(1, 193)$ = 0.22, p = 0.639；冲突类型的主效应显著，$F(1, 193)$ = 7.73, p = 0.006, η^2 = 0.04，朋友冲突下的智慧推理(M =4.00, SD = 0.60)显著高于自我冲突组(M = 3.76, SD = 0.61)；两者的交互作用显著，$F(1, 193)$ = 6.66, p = 0.011, η^2 = 0.03，进一步简单效应检验，对不同自我类型下的自我与朋友冲突中智慧推理进行比较，如图 5 所示，在启动独立自我条件下，朋友冲突组(M = 4.08, SD = 0.50)的智慧推理水平显著高于自我冲突组(M = 3.63, SD = 0.58), $F(1, 193)$ = 14.37, p < 0.001, η^2 = 0.07，而在启动互依自我条件下，朋友冲突组(M = 3.91, SD = 0.68)与自我冲突组(M = 3.89, SD = 0.62)的智慧推理无显著差异, $F(1, 193)$ = 0.02, p = 0.886，该结果支持假设 2。

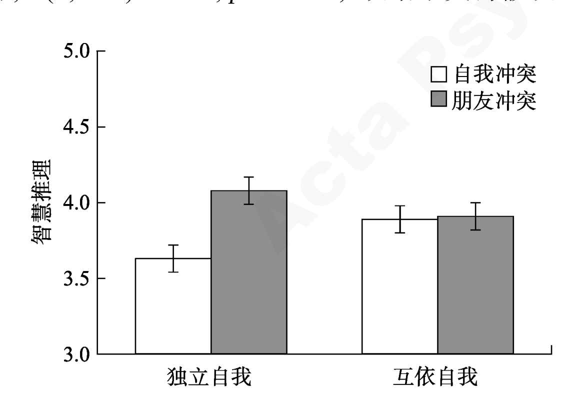


图 5　不同自我类型面对泄密情境下自我——朋友冲突时的智慧推理差异

6　讨论

针对以往关于所罗门悖论的研究只以西方被试为研究对象的不足，本研究采用跨文化方法以美国与中国被试群体为样本，探究所罗门悖论是否具有文化普适性。与前人研究相同(Grossmann & Kross, 2014; Huynh et al., 2017)，在美国样本中所罗门悖论得到验证，即个体对自身所遇到的冲突或困境的智慧推理能力，显著低于对朋友所遇到的冲突或困境的智慧推理能力。不同的是，本研究发现在中国文化下，个体面对朋友冲突时的智慧推理虽然也高于面对自我冲突的，但差异并不显著，进一步分析发现，中国文化下独立自我高的个体在涉及自我冲突上的智慧推理能力显著低于朋友的，而独立自我低的个体在面对自我与朋友冲突时的智慧推理水平无显著差异(研究 1)；研究 2~4 在中国文化下的启动研究也发现启动独立自我组被试出现了所罗门悖论现象，而启动互依自我组被试并没有。结合美国个体主义文化下个体多持独立自我这一事实，本研究结果某种程度上表明，所罗门悖论可能只存在于独立自我高的个体身上，并不具备文化普适性。

研究 1 中方差分析的结果显示文化与冲突类型的交互作用不显著，并且简单效应检验中，中国被试在自我与朋友组之间差异也不显著，而美国被试在两者间的差异显著，从统计上看就是中国被试中自我与朋友组之间的差异值不仅与“0”无显著差异，而且与美国被试中自我与朋友组之间的差异值相比也无显著差异(交互作用不显著)，可以算是一个介于“0”到显著差异值的“中间值”，结合之后独立自我与冲突类型的交互作用显著，某种程度上表明受全球化与现代化影响，在当前的中国文化下所罗门悖论现象可能正处于有与无之间的一种“折中状态”。这一结果与文化心理学关于中国人心理与行为变迁的相关研究结论相吻合，即随着改革开放后中国社会的高速发展，由其所带来的各方面资源的丰富，减少了个体对周围人的依赖，并且更加有利于追逐个人目标(Yang, 1988)，外加西方个体主义文化的影响，使得中国文化个体主义与独立自我程度逐渐增强，而集体主义文化及其相应的价值观念不断式微(蔡华俭 等, 2020；黄梓航 等, 2018)。不过有研究表明虽然中国香港、日本等地区的经济发展水平与西欧发达国家相近，但依然表现出较高的集体主义(Hamamura, 2012; Talhelm et al., 2014)，并且研究者指出某些传统文化中的核心观念在社会变迁的洪流中会保持相对稳定(Hamamura, 2017)，因此当前中国文化下所罗门悖论的“折中状态”有可能一直保持不变，或至少维持较长一段时间。

与研究 1 中美文化下的所罗门悖论现象类似，研究 2 和研究 3 中虽然也发现启动独立自我组出现了所罗门悖论现象，而启动互依自我组未出现，但自我类型与冲突类型间的交互作用并不显著。研究

2 与 3 的启动研究将独立自我与互依自我视为相互对立的二分变量，而研究 1 中采用自我建构量表将独立自我与互依自我视为两个独立维度(Singelis, 1994)，发现独立自我与冲突类型的交互项可以显著预测智慧推理，两个研究中交互作用一个显著另一个不显著，除了存在测量工具，样本量等研究方法上的影响因素外，这一结果还在某种程度上支持学界目前存在的关于文化与自我的两方面观点：一方面，在个体层面上应将两种自我类型分别视为多层面的结构，是两个相对独立的维度，独立自我低并不一定意味着互依自我高(Twenge et al., 2010; Vignoles et al., 2016)；另一方面，独立自我可能可以很好地代表西方人的自我，但互依自我并不能完全涵盖中国人的自我内涵，如一些研究者指出的那样，受来自中国传统儒、释、道文化和西方文化的多重影响，当代中国人自我是一种文化汇集型自我(Wang et al., 2019)。以独立自我与互依自我为例，在当代中国人身上可能同时有独立自我与互依自我，从而呈现出“折衷自我” (陆洛, 2003)；同时，互依自我可能只是学者以西方独立自我为参照所构造出的对应概念(黄光国, 2012; Fiske, 2002)，在中国本土学者观点中，中国人的互依自我至少存在依然以个体为中心的差序格局式自我与以个体与他人关系为中心的关系型自我两种形态(费孝通, 2011; 李抗，汪凤炎, 2019; 许烺光, 1989)，而差序格局式互依自我并不能满足智慧中蕴含的对个体去自我中心式的“无我”要求(Grossmann, 2017)。

此外，研究 1 的文化主效应表明中国被试在冲突情境中的智慧表现显著高于美国被试，这一结果呼应了以往关于日本与美国群体间智慧推理水平的跨文化比较，研究者发现在处理人际冲突时，同为集体主义东亚文化圈的日本人智慧表现显著高于美国人(Grossmann et al., 2012)。不过值得注意的是本研究是根据自我回忆的冲突情境，采用标准化量表让被试自评其智慧推理水平，而日美跨文化比较则是根据标准化的人际冲突情境，在半结构化访谈的基础上，通过对被试作答内容进行他评来确定其智慧推理水平。另外，研究 2 启动互依自我后个体的智慧推理水平呈现出提高的趋势，某种程度上表明自我类型可能是文化影响智慧表现的一个内在机制，不过并未提高到与独立自我的差异显著程度，原因可能在于文化对人际冲突下智慧推理的影响存在某些更为直接的因素，例如两种文化偏向于不同的冲突管理策略(Ohbuchi & Atsumi, 2010)、主张并在教育上传递不同的关于人际关系的价值观等(Imada, 2012)。

本研究对文化心理学领域目前讨论较多的“怪异心理学” (WEIRD Psychology)也有一定启示。Henrich 等于 2010 年提出这一概念是为了指出当时关于人类心理与行为的研究被试大多来自以西方大学生被试为主的群体，它具有西方的(Western)、受过教育的(Educated)、工业化的(Industrialized)、富有的(Rich)及民主的(Democratic)等属性，用这 5 个英文单词的首字母刚好能合成“怪异” (WEIRD)一词，这一群体只占人类总体的很小部分，作者采用一种修辞手段来引起学界对样本多样性与现有发现或结论普遍性的关注。自这一观点提出至今 10 年来，得到诸多领域研究者响应，他们采用更具多样性的样本进行研究，产生了一些新发现并对一些现有理论形成挑战(Apicella et al., 2020; Awad et al., 2020; Falk et al., 2018; Smaldino et al., 2019)，不过相对而言心理学领域的总体研究现状依然未变，例如 Rad 等(2018)对 2014 与 2017 年发表在 *Psychological Science* 实证文章分析发现，大部分样本依然属于西方被试。巧合的是，目前仅有的直接探讨所罗门悖论的两篇文章就是分别发表在 2014 年与 2017 年的 *Psychological Science* 上(Grossmann & Kross, 2014; Huynh et al., 2017)，两者样本也均为西方被试。结合研究 1 中发现与中国样本不同，美国样本中独立自我与冲突类型的交互项无法显著预测智慧推理，而这可能由于美国样本总体上的独立自我程度较高(Henrich et al., 2010)，或因为作为文化输出国的美国，独立自我文化某种程度上影响了中国人自我，而中国文化中的自我类型对美国人自我的影响甚微，总之，若只探究美国样本，自我类型影响所罗门悖论的机制可能无法在经验数据中呈现。此外，仅有的两篇文章在最后也未讨论样本单一性对结论普遍性的可能限制，某种程度上表明心理学领域除了存在缺乏样本多样性问题外，还存在采用单一样本却默认所得结论具有普遍性的“怪异”研究者(WEIRD Researchers, Rad et al., 2018)。

最后，本研究也存在一些局限需要未来进一步探究：首先，前 3 个研究采用线上平台进行取样，被试至少要可以接入互联网，并且自身对关于日常生活的在线调查比较感兴趣，实质上并不能很好代表两种文化。不过一方面，网络平台的样本相对而言比常用的大学生样本更加多样，更具代表性

(Buhrmester et al., 2011)；另一方面考虑到以往研究表明两个国家通过类似平台招募的样本在受教育程度、阶层与文化上相对而言更为接近(Liu et al., 2019; Grossmann & Varnum, 2011)，因此可以推测在更有代表性的样本中，可能所罗门悖论的文化差异更为显著，未来可对此进一步验证。其次，前 3 个研究与 Huynh 等(2017)相同，采用被试回忆的发生在其或朋友身上的冲突事件，并在此基础上通过自评方式确定其智慧推理水平，而与冲突方不同亲疏远近的关系可能会使个体倾向于选择不同的"人情法则"，继而偏向不同的冲突处理策略(Hwang, 2012)，这可能也是前 3 个研究中交互作用不显著的一个重要原因。最后，本研究仅采用个体对某次人际冲突的"一次性"智慧推理来确定其智慧表现，而研究者通过为期 9 天的日记调查发现，智慧推理在个体内变异要大于个体间变异(Grossmann et al., 2016)，可见智慧推理更多是一种"状态"而非"特质" (State vs. Trait)，不过研究者认为两者并非完全对立，他们建议可以通过在不同时间与情境下的多次测量结果代表个体整体上的智慧推理水平(Grossmann, Kung, et al, 2019)，未来可根据这一建议进一步考察本研究结论的可靠性。

7　结论

相对于面对自己的人际冲突，美国文化下的个体在面对朋友人际冲突时的智慧推理水平更高，即存在所罗门悖论现象；中国文化下独立自我程度高的个体同样会表现出所罗门悖论现象，而独立自我程度低的个体未出现所罗门悖论现象，在中国文化下，通过启动不同自我类型也发现相同模式，可见所罗门悖论并不具备文化普适性。

致谢：非常感谢两位匿名外审专家、编委和主编提出的宝贵意见！论文在修改过程中充分采纳了这些宝贵意见！

参　考　文　献

Adler, N. E., Epel, E. S., Castellazzo, G., & Ickovics, J. R. (2000). Relationship of subjective and objective social status with psychological and physiological functioning: Preliminary data in healthy white women. *Health Psychology, 19*(6), 586–592.

Apicella, C., Norenzayan, A., & Henrich, J. (2020). Beyond weird: A review of the last decade and a look ahead to the global laboratory of the future. *Evolution and Human Behavior, 41*, 319–329.

Ardelt, M. (2003). Empirical assessment of a three-dimensional wisdom scale. *Research on Aging, 25*(3), 275–324.

Aron, A., Aron, E. N., & Smollan, D. (1992). Inclusion of other in the self scale and the structure of interpersonal closeness. *Journal of Personality & Social Psychology, 63*(4), 596–612.

Aron, A., Aron, E. N., Tudor, M., & Nelson, G. (1991). Close relationships as including other in the self. *Journal of Personality & Social Psychology, 60*(2), 241–253.

Asparouhov, T., & Muthén, B. (2014). Multiple-group factor analysis alignment. *Structural Equation Modeling A Multidisciplinary Journal, 21*(4), 495–508.

Awad, E., Dsouza, S., Shariff, A., Rahwan, I., & Bonnefon, J.-F. (2020). Universals and variations in moral decisions made in 42 countries by 70, 000 participants. *Proceedings of the National Academy of Sciences, 117*(5), 2332–2337.

Baltes, P. B., & Smith, J. (2008). The fascination of wisdom: Its nature, ontogeny, and function. *Perspectives on Psychological Science, 3*(1), 56–64.

Basseches, M. (1980). Dialectical schemata: A framework for the empirical study of the development of dialectical thinking. *Human Development, 23*(6), 400–421.

Brienza, J. P., & Grossmann, I. (2017). Social class and wise reasoning about interpersonal conflicts across regions, persons and situations. *Proceedings of the Royal Society B: Biological Sciences, 284*(1869), 20171870.

Brienza, J. P., Kung, F. Y. H., Santos, H. C., Bobocel, D. R., & Grossmann, I. (2018). Wisdom, bias, and balance: Toward a process–sensitive measurement of wisdom-related cognition. *Journal of Personality and Social Psychology, 115*(6), 1093–1126.

Buhrmester, M., Kwang, T., & Gosling, S. D. (2011). Amazon's mechanical Turk: A new source of inexpensive, yet high-quality, data?. *Perspectives on Psychological Science, 6*(1), 3–5.

Cai, H., Huang, Z., Lin, L., Zhang, M., Wang, X., Zhu, H., … Jing, Y. (2020). The psychological change of the Chinese people over the past half century: A literature review. *Advances in Psychological Science, 28*(10), 1599–16388.

[蔡华俭, 黄梓航, 林莉, 张明杨, 王潇欧, 朱慧珺, … 敬一鸣. (2020). 半个多世纪来中国人的心理与行为变化——心理学视野下的研究. *心理科学进展, 28*(10), 1599–1618.]

Cieciuch, J., Davidov, E., Algesheimer, R., & Schmidt, P. (2018). Testing for approximate measurement invariance of human values in the European Social Survey. *Sociological Methods & Research, 47*(4), 665–686.

Clayton, V. (1975). Erikson's theory of human development as it applies to the aged: Wisdom as contradictive cognition. *Human Development, 18*(1-2), 119–128.

Cohen, D., Shin, F., Liu, X., Ondish, P., & Kraus, M. W. (2017). Defining social class across time and between groups. *Personality and Social Psychology Bulletin, 43*(11), 1530–1545.

Dambrun, M., & Ricard, M. (2011). Self-centeredness and selflessness: A theory of self-based psychological functioning and its consequences for happiness. *Review of General Psychology, 15*(2), 138–157.

Falk, A., Becker, A., Dohmen, T., Enke, B., Huffman, D., & Sunde, U. (2018). Global evidence on economic preferences. *Quarterly Journal of Economics, 91*(1), 335–341.

Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A.-G., & Buchner, A. (2007). G*Power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior Research Methods, 39*(2), 175–191.

Fei, X. (2011). *From the soil, earthbound reconstruction and the system of child-bearing* (pp.25–39). Commercial Press.

[费孝通. (2011). *乡土中国·生育制度·乡土重建* (pp.25–39). 北京: 商务印书馆.]
Fiske, A. P. (2002). Using individualism and collectivism to compare cultures — A critique of the validity and measurement of the constructs: Comment on Oyserman et al. *Psychological Bulletin, 128*(1), 78–88.
Grossmann, I. (2017). Wisdom in context. *Perspective Psychological Science, 12*(2), 233–257.
Grossmann, I., Dorfman, A., & Oakes, H. (2020). Wisdom is a social-ecological rather than person-centric phenomenon. *Current Opinion in Psychology, 32*, 66–71.
Grossmann, I., Gerlach, T. M., & Denissen, J. J. (2016). Wise reasoning in the face of everyday life challenges. *Social Psychological and Personality Science, 7*(7), 611–622.
Grossmann, I., Karasawa, M., Izumi, S., Na, J., Varnum, M. E. W., Kitayama, S., & Nisbett, R. E. (2012). Aging and wisdom: Culture matters. *Psychological Science, 23*(10), 1059–1066.
Grossmann, I., Kung, F. Y. H., & Santos, H. C. (2019). Wisdom as state versus trait. In R. J. Sternberg & J. Glück (Eds.), *The Cambridge handbook of wisdom* (pp. 249–274). Cambridge University Press.
Grossmann, I., & Kross, E. (2014). Exploring "Solomon's paradox": Self-distancing eliminates the self-other asymmetry in wise reasoning about close relationships in younger and older adults. *Psychological Science, 25*(8), 1571–1580.
Grossmann, I., Na, J., Varnum, M. E. W., Kitayama, S., & Nisbett, R. E. (2013). A route to well-being: Intelligence versus wise reasoning. *Journal of Experimental Psychology: General, 142*(3), 944–953.
Grossmann, I., Na, J., Varnum, M. E. W., Park, D. C., Kitayama, S., & Nisbett, R. E. (2010). Reasoning about social conflicts improves into old age. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 107*(16), 7246–7250.
Grossmann, I., Oakes, H., & Santos, H. C. (2019). Wise reasoning benefits from emodiversity, irrespective of emotional intensity. *Journal of Experimental Psychology: General, 148*(5), 805–823.
Grossmann, I., & Varnum, M. E. W. (2011). Social class, culture, and cognition. *Social Psychological and Personality Science, 2*(1), 81–89.
Hamamura, T. (2012). Are cultures becoming individualistic? A cross-temporal comparison of individualism-collectivism in the United States and Japan. *Personality and Social Psychology Review, 16*(1), 3–24.
Hamamura, T. (2017). A cultural psychological analysis of cultural change. *Asian Journal of Social Psychology, 21*(1-2), 3–12.
Han, S., Northoff, G., Vogeley, K., Wexler, B. E., Kitayama, S., & Varnum, M. E. (2013). A cultural neuroscience approach to the biosocial nature of the human brain. *Annual Review of Psychology, 64*, 335–359.
Hayes, A. F. (2005). *Statistical methods for communication science*. New York, NY: Routledge.
Heine, S. J., Lehman, D. R., Peng, K., & Greenholtz, J. (2002). What's wrong with cross-cultural comparisons of subjective likert scales?: The reference-group effect. *Journal of Personality and Social Psychology, 82*(6), 903–918.
Henrich, J., Heine, S. J., & Norenzayan, A. (2010). The weirdest people in the world?. *Behavioral & Brain Sciences, 33*(2-3), 61–83.
Hoshino-Browne, E., Zanna, A. S., Spencer, S. J., Zanna, M. P., Kitayama, S., & Lackenbauer, S. (2005). On the cultural guises of cognitive dissonance: The case of easterners and westerners. *Journal of Personality and Social Psychology, 89*(3), 294–310.
Hsu, F. (1989). *Americans & Chinese passage to differences*. Beijing: Huaxia Publishing House.
[许烺光. (1989). *美国人与中国人: 两种生活方式比较*. 北京: 华夏出版社.]
Hu, C. S., Grossmann, I., Sharpinskyi, K., Ferrari, M., & Zhang, H. (2019). *Cross-cultural stuides on wise reasoning based on the situated wise reasoning scale*. Retrieved from https://osf.io/9dw6h/
Huang, Z., Jing, Y., Yu, F., Gu, R., Zhou, X., Zhang, J., & Cai, H. (2018). Increasing individualism and decreasing collectivism? Cultural and psychological change around the globe. *Advances in Psychological Science, 26*(11), 2068–2080.
[黄梓航, 敬一鸣, 喻丰, 古若雷, 周欣悦, 张建新, 蔡华俭. (2018). 个人主义上升, 集体主义式微?——全球文化变迁与民众心理变化. *心理科学进展, 26*(11), 2068–2080.]
Huynh, A. C., Oakes, H., Shay, G. R., & McGregor, I. (2017). The wisdom in virtue: Pursuit of virtue predicts wise reasoning about personal conflicts. *Psychological Science, 28*(12), 1848–1856.
Hwang, K. K. (2012). Break away from the thinking frame of "binary opposition". *Indigenous Psychological Research in Chinese Societies, 37*, 191–210.
[黄光国. (2012). 跳脱"二元对立"的思维框架. *本土心理学, 37*, 191–210.]
Hwang, K. K. (2012). *Foundations of Chinese psychology: Confucian social relations*. New York: Springer.
Imada, T. (2012). Cultural narratives of individualism and collectivism: A content analysis of textbook stories in the United States and Japan. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 43*(4), 576–591.
Jankowski, P. J., Sandage, S. J., & Hill, P. C. (2013). Differentiation-based models of forgivingness, mental health and social justice commitment: Mediator effects for differentiation of self and humility. *Journal of Positive Psychology, 8*(5), 412–424.
Jiang, G., Mai, Y. J., & Yuan, K.-H. (2017). Advances in measurement invariance and mean comparison of latent variables: Equivalence testing and a projection-based approach. *Frontiers in Psychology, 8*, Article 1823.
Kashima, E. S., Halloran, M., Yuki, M., & Kashima, Y. (2004). The effects of personal and collective mortality salience on individualism: Comparing Australians and Japanese with higher and lower self-esteem. *Journal of Experimental Social Psychology, 40*(3), 384–392.
Kross, E., & Grossmann, I. (2012). Boosting wisdom: Distance from the self enhances wise reasoning, attitudes, and behavior. *Journal of Experimental Psychology: General, 141*(1), 43–48.
Leary, M. R., & Baumeister, R. F. (2000). The nature and function of self-esteem: Sociometer theory. *Advances in Experimental Social Psychology, 32*, 1–62.
Levenson, M. R., Jennings, P. A., Aldwin, C. M., & Shiraishi, R. W. (2005). Self-transcendence: Conceptualization and measurement. *The International Journal of Aging and Human Development, 60*, 127–143.
Levine, L. J., & Edelstein, R. S. (2009). Emotion and memory narrowing: A review and goal-relevance approach. *Cognition and Emotion, 23*(5), 833–875.
Li, K., & Wang, F. (2019). Explore the Chinese interdependent selves: Theories, the challenges and integration. *Journal of Psychological Science, 42*, 245–250.
[李抗, 汪凤炎. (2019). 探寻中国人的多重互依自我：理论、

挑战与整合．*心理科学, 42*, 245–250.]

Li, T., Li, J., & Yu, G. (2015). Self-distancing: An adaptive self-reflection. *Advances in Psychological Science, 23*(6), 1052–1060.

[李天然, 李晶, 俞国良. (2015). 自我抽离:一种适应性的自我反省视角. *心理科学进展, 23*(6), 1052–1060.]

Liu, S. S., Morris, M. W., Talhelm, T., & Yang, Q. (2019). Ingroup vigilance in collectivistic cultures. *Proceedings of the National Academy of Sciences, 116*(29), 14538–14546.

Liu, Y., Wang, P., Zhuang, J., Zhong, J., Sun, Q., & Liu, Y. (2014). Self-other differences in decision-making: Questions, studies and reflection. *Advances in Psychological Science, 22*(4), 580−587.

[刘永芳, 王鹏, 庄锦英, 钟俊, 孙庆洲, 刘毅. (2014). 自我−他人决策差异: 问题、研究与思考. *心理科学进展, 22*(4), 580−587.]

Liviatan, I., Trope, Y., & Liberman, N. (2008). Interpersonal similarity as a social distance dimension: Implications for perception of others' actions. *Journal of Experimental Social Psychology, 44*(5), 1256–1269.

Lu, J., & Shang, X. (2018). Making decisions for others: Multi-dimensional psychological mechanisms and decision feelings. *Advances in Psychological Science, 26*(9), 1545−1552.

[陆静怡, 尚雪松. (2018). 为他人做决策: 多维度心理机制与决策体验. *心理科学进展, 26*(9), 1545−1552.]

Lu, L. (2003). Defining the self-other relation: The emergence of composite self. *Indigenous Psychological Research in Chinese Societies, 20*, 137–207.

[陆洛. (2003). 人我关系之界定——"折衷自我"的现身. *本土心理学研究, 20*, 137–207.]

Lu, L., & Gilmour, R. (2007). Developing a new measure of independent and interdependent views of the self. *Journal of Research in Personality, 41*(1), 249–257.

Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review, 98*(2), 224–253.

Markus, H. R., & Kitayama, S. (2010). Cultures and selves: A cycle of mutual constitution. *Perspectives on Psychological Science, 5*(4), 420–430.

McGregor, I., Zanna, M. P., Holmes, J. G., & Spencer, S. J. (2001). Compensatory conviction in the face of personal uncertainty: Going to extremes and being oneself. *Journal of Personality and Social Psychology, 80*, 472–488.

Mickler, C., & Staudinger, U. M. (2008). Personal wisdom: Validation and age-related differences of a performance measure. *Psychology and Aging, 23*(4), 787–799.

Muthén, B. & Asparouhov, T. (2018). Recent methods for the study of measurement invariance with many groups: Alignment and random effects. *Sociological Methods & Research, 47*(4), 637–664.

Na, J., Grossmann, I., Varnum, M. E. W., Kitayama, S., Gonzalez, R., & Nisbett, R. E. (2010). Cultural differences are not always reducible to individual differences. *Proceedings of the National Academy of Sciences, 107*(14), 6192–6197.

Ohbuchi, K., & Atsumi, E. (2010). Avoidance brings Japanese employees what they care about in conflict management: Its functionality and "good member" image. *Negotiation and Conflict Management Research, 3*(2), 117–129.

Oyserman, D., Coon, H. M., & Kemmelmeier, M. (2002). Rethinking individualism and collectivism: Evaluation of theoretical assumptions and meta-analysis. *Psychological Bulletin, 128*(1), 3–72.

Pan, L., & Lv, W. (2013). Application and revision of self-construal scale among working adults. *China Journal of Health Psychology, 21*(5), 710−712.

[潘黎, 吕巍. (2013). 自我建构量表在成人中的应用和修订. *中国健康心理学杂志, 21*(5), 710−712.]

Parker, K. I. (1992). Solomon as philosopher king? The nexus of law and wisdom in 1 Kings 1-11. *Journal for the Study of the Old Testament, 17*(53), 75–91.

Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J.–Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology, 88*(5), 879–903.

Pronin, E., Olivola, C. Y., & Kennedy, K. A. (2008). Doing unto future selves as you would do unto others: Psychological distance and decision making. *Personality and Social Psychology Bulletin, 34*(2), 224–236.

Rad, M. S., Martingano, A. J., & Ginges, J. (2018). Toward a psychology of Homo sapiens: Making psychological science more representative of the human population. *Proceedings of the National Academy of Sciences, 115*(45), 11401–11405.

Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton University Press.

Searle, J. R. (1995). *The construction of social reality.* The Free Press.

Singelis, T. M. (1994). The measurement of independent and interdependent self-construals. *Personality & Social Psychology Bulletin, 20*(5), 580–591.

Smaldino, P. E., Lukaszewski, A., von Rueden, C., & Gurven, M. (2019). Niche diversity can explain cross-cultural differences in personality structure. *Nature Human Behaviour, 3*(12), 1276–1283.

Staudinger, U. M., & Glück, J. (2011). Psychological wisdom research: Commonalities and differences in a growing field. *Annual Review of Psychology, 62*, 215–241.

Sternberg, R. J. (1998). A balance theory of wisdom. *Review of General Psychology, 2*(4), 347–365.

Sternberg, R. J. (2019). Four ways to conceive of wisdom: Wisdom as a function of person, situation, person/situation interaction, or action. *The Journal of Value Inquiry, 53*, 479–485.

Swami, V., & Barron, D. (2019). Translation and validation of body image instruments: Challenges, good practice guidelines, and reporting recommendations for test adaptation. *Body Image, 31*, 204–220.

Talhelm, T., Zhang, X., Oishi, S., Shimin, C., Duan, D., Lan, X., & Kitayama, S. (2014). Large-scale psychological differences within China explained by rice versus wheat agriculture. *Science, 344*, 603–608.

Trafimow, D., Silverman, E. S., Fan, M.-T., & Law, J. S. F. (1997). The effects of language and priming on the relative accessibility of the private self and the collective self. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 28*(1), 107–123.

Trafimow, D., Triandis, H. C., & Goto, S. G. (1991). Some tests of the distinction between the private self and the collective self. *Journal of Personality & Social Psychology, 60*(5), 649–655.

Twenge, J. M., Abebe, E. M., & Campbell, W. K. (2010). Fitting in or standing out: Trends in American parents' choices for children's names, 1880–2007. *Social Psychological & Personality Science, 1*(1), 19–25.

Tybout, A., Sternthal, B., Keppel, G., Verducci, J., Meyers–Levy, J., Barnes, J., … Maxwell, S. (2001). Analysis of variance. *Journal of Consumer Psychology, 10*, 5–35.

Umesh, U. N., Peterson, R. A., McCann-Nelson, M., & Vaidyanathan, R. (1996). Type IV error in marketing research: The investigation of ANOVA interactions. *Journal of the Academy of Marketing Science, 24*(1), 17–26.

Vignoles, V. L., Owe, E., Becker, M., Smith, P. B., Easterbrook, M. J., Brown, R., ... Bond, M. H. (2016). Beyond the 'east-west' dichotomy: Global variation in cultural models of selfhood. *Journal of Experimental Psychology: General, 145*, 966–1000.

Wang, C. S., Leung, A. K. Y., See, Y. H. M., & Gao, X. Y. (2011). The effects of culture and friendship on rewarding honesty and punishing deception. *Journal of Experimental Social Psychology, 47*(6), 1295–1299.

Wang, F., Peng, K., Chechlacz, M., Humphreys, G. W., & Sui, J. (2017). The neural basis of independence versus interdependence orientations: A voxel-based morphometric analysis of brain volume. *Psychological Science, 28*(4), 519–529.

Wang, F., Wang, Z., & Wang, R. (2019). The Taiji Model of Self. *Frontiers in Psychology, 10*, 1–10.

Wang, X., & Lu, J. (2015). *Wisdom of evolution and rationalities of decision making*. East China Normal University Press.

[王晓田, 陆静怡. (2015). *进化的智慧与决策的理性*. 华东师范大学出版社.]

Watson, D., & Clark, L. A. (1999). *The PANAS-X: Manual for the Positive and Negative Affect Schedule-Expanded form.* Department of Psychology Publications, University of Iowa.

Webster, J. D. (2003). An exploratory analysis of a self-assessed wisdom scale. *Journal of Adult Development. 10*, 13–22.

Webster, J. D. (2007). Measuring the character strength of wisdom. *International Journal of Aging & Human Development, 65*(2), 163–183.

Wei, X., & Wang, F. (2020). Selflessness and eudaimonia: Self-based processes of wisdom. *Advances in Psychological Science, 28*(11), 1880–1889.

[魏新东, 汪凤炎. (2020). 从无我到自我实现: 基于自我发展的智慧历程. *心理科学进展, 28*(11), 1880–1889.]

Wei, X., & Wang, F. (2020). Southerners are wiser than northerners regarding interpersonal conflicts in China. *Frontiers in Psychology, 11*, article 225.

Wen, C., Wu, W., & Lin, G. (2019). Alignment: A new method for multiple-group analysis. *Advances in Psychological Science, 27*(1), 181–189.

[温聪聪, 伍伟平, 林光杰. (2019). 对齐(Alignment)——一种新的多群组分析法. *心理科学进展, 27*(1), 181–189.]

Xu, J., & Xie, X. (2011). Self-other decision making difference: A construal level perspective. *Acta Psychologica Sinica, 43*(1), 11–20.

[徐惊蛰, 谢晓非. (2011). 解释水平视角下的自己–他人决策差异. *心理学报, 43*(1), 11–20.]

Yang, K.-S. (1988). Will societal modernization eventually eliminate cross-cultural psychological differences? In M. H. Bond (Ed.), *The cross-cultural challenge to social psychology* (pp. 67–85). Sage Publications, Inc.

Yang, S., Yu, F., Hu, X., & Guo, Y. (2020). The operational definitions of social class and the related issues in psychological research. *Journal of Psychological Science, 43*(2), 505–511.

[杨沈龙, 喻丰, 胡小勇, 郭永玉. (2020). 心理学研究中社会阶层的操作化界定及其衍生问题. *心理科学, 43*(2), 505–511.]

Zhou, H., & Long, L. R. (2004). Statistical remedies for common method biases. *Advances in Psychological Science, 12*(6), 942–950.

[周浩, 龙立荣. (2004). 共同方法偏差的统计检验与控制方法. *心理科学进展, 12*(6), 942–950.]

Zhu, Y., Zhang, L., Fan, J., & Han, S. H. (2007). Neural basis of cultural influence on self-representation. *NeuroImage, 34*(3), 1310–1316.

The influence of culture on wise reasoning in the context of self-friend conflict and its mechanism

WEI Xindong[1], WANG Fengyan[2,3]

([1] *School of Teacher Education, Nanjing University of Information Science & Technology, Nanjing* 210044, *China*)

([2] *School of Psychology, Nanjing Normal University, Nanjing* 210097, *China*)

([3] *Institute of Moral Education Research, Nanjing Normal University; Nanjing* 210097, *China*)

Abstract

Wisdom involves certain types of pragmatic reasoning to navigate challenges in social life. Scholars presented aspects of wise reasoning that include perspective taking, consideration of change and alternatives, intellectual humility, search for compromise, and adopting an outsider's vantage point. Researchers have found that most WEIRD (western, educated, industrialized, rich, and democratic) people can reason more wisely about friends' social problems than their own (i.e., Solomon's paradox). However, it is not clear whether Solomon's paradox will exhibit different characteristics and mechanisms among Chinese people who are mainly interdependent selves. We hypothesized that 1) Americans endorsed greater wise-reasoning strategies in the friend-conflict condition than in the self-conflict condition, while among Chinese, endorsement of wise-reasoning strategies did not differ between the two conditions; 2) People with independent self exhibited greater wise reasoning in the friend-conflict condition than in the self-conflict condition, whereas people with interdependent self didn't have significant differences between the two conditions.

In study 1, we recruited 594 American participants from MTurk and 610 Chinese participants from a Chinese survey platform to participate in "a survey of daily life". Participants who responded less attentiveness to the study was excluded. The final sample consisted of 282 American participants (125 females, 155 males 2 with unreported gender; *M* = 36.87 y, *SD* = 11.04; 218 Whites, 21 African Americans, 27 Asian, 13 Latino, and 3 other) and 295 Chinese participants (151 females, 144 males; *M* = 23.22 y, *SD* = 4.34). Participants were randomly assigned to either self-conflict or friend-conflict conditions. They were asked to think about a close relationship that was currently not going very well, and then responded to the wise-reasoning scale and self-construal scale. The results using the alignment and ANOVA both showed that Americans reason more wisely about friend's interpersonal conflict than about their own, while the Chinese didn't have significant differences between the two conditions. Moreover, the interaction effect of independent self and conflict type on wise reasoning was significantly positive in Chinese culture. Among participants high in independent self, endorsement of wise-reasoning strategies was greater in the other-conflict condition than in the self-conflict condition ($\beta = 0.21$, $t(287) = 2.48$, $p = 0.014$), whereas among participants low in independent self, endorsement of wise-reasoning strategies did not differ between the two conditions ($\beta = -0.07$, $t(287) = -0.81$, $p = 0.419$). In study 2 ($n = 710$) and 3 ($n = 537$), we created a 2 (priming independent vs. interdependent self-construal) × 2 (self-conflict vs. friend-conflict) between-subjects design online and in study 4 ($n = 200$), we created same design in lab. The results all showed that independent participants reason more wisely about friend's conflict than about their own, while the differences between the conditions were not significant among interdependent participants.

The results from the two studies indicate that Solomon's paradox is not universal and may only exist in individuals with high independent self. This study also suggests that we should not only focus on the WEIRD samples but also pay attention to the WEIRD researchers who use these samples to make inferences about humans in general.

Key words　wisdom, self, wise reasoning, cultural difference, alignment